

# 引入全社会固定资产投资总额的长期货币需求模型

王清涛

(厦门大学 经济学院计划统计系, 福建 厦门 361005)

**摘 要:** 文章从我国现阶段宏观金融和经济运行的实际情况出发, 通过 Granger 因果检验, 引入全社会固定资产投资总额这一解释变量, 利用局部调整模式, 建立我国现阶段的货币需求模型。

**关键词:** 长期货币需求模型; 全社会固定资产投资总额

中图分类号: F224.9

文献标识码: A

文章编号: 1002-6487(2008)11-0163-02

货币需求是指人们在不同条件下出于各种考虑, 以货币形式保持一部分财富而形成的货币持有量。现有的以西方发达国家为研究背景的货币需求函数, 主要基于交易、谨慎、投机三大货币需求动机的凯恩斯货币需求理论, 因此大都选择收入水平、利率水平、价格水平为其解释变量。然而, 实践证明, 这些在西方发展建立的模型并不完全适合发展中国家。本文针对中国经济体制转轨特殊时期(1985~2000年)的货币需求情况, 引入全社会固定资产投资总额这一变量, 对长期货币需求模型进行改进。

## 1 局部调整模型对我国长期货币需求量的实际利用效果

由于长期货币需求量是一个均衡值, 故一般采用 M-Nerlove 的部分调整模型。

长期货币需求量(均衡)为,

$$M_t^* = \beta_0 r_t^{\beta_1} Y_t^{\beta_2} \quad (1)$$

其中,  $M_t^*$  表示  $t$  流通货币量  $M_0$  的均衡值, 也即最优值,  $r_t$  表示  $t$  时期的市场利率水平,  $Y_t$  表示  $t$  时期的国民收入(本文采用 GNP 指标),  $\beta_1$ 、 $\beta_2$  分别表示利率和国民收入的长期弹性。建立局部调整假设:

$$\frac{M_t}{M_{t-1}} = \left( \frac{M_t^*}{M_{t-1}} \right) \delta e^{u_t} \quad (2)$$

将(2)代入(3), 并转化成对数线性模式:

$$\ln M_t = \delta \ln \beta_0 + \delta \beta_1 \ln r_t + \delta \beta_2 \ln Y_t + (1-\delta) \ln M_{t-1} + u_t \quad (3)$$

令  $\alpha_0 = \delta \ln \beta_0$ ,  $\alpha_1 = \delta \beta_1$ ,  $\alpha_2 = \delta \beta_2$ ,  $\alpha_3 = 1-\delta$  则(4)简化为,

$$\ln M_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln r_t + \alpha_2 \ln Y_t + \alpha_3 \ln M_{t-1} + u_t \quad (4)$$

用 OLS 估计上式各系数, 从而进一步求出  $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ , 代入方程(1)得到  $M_t^*$ 。

我们选取《中国统计年鉴》和《中国金融统计年鉴》中 1985~2000 年的经济数据(详见附录), 用 Eviews 对(4)进行 OLS 估计, 得到表 1 结果。

从表 1 结果来看, 该模型的拟合效果并不是很好: 就单个参数而言, 货币量滞后一期值  $M_{t-1}$  未通过检验, 常数  $C$  的显著性水平也不高。从整体拟合角度来看, 由于残差平方和

表 1

Dependent Variable: LNM0

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.222777	0.947177	-2.346738	0.0387
lnr	-0.164409	0.053725	-3.060193	0.0108
lnY	0.992602	0.319050	3.111120	0.0099
lnM <sub>t-1</sub>	0.068585	0.283849	0.241624	0.8135
R-squared	0.857197	Mean dependent var		8.493980
Adjusted R-squared	0.814356	S.D. dependent var		0.820604
S.E. of regression	0.098062	Akaike info criterion		-2.402648
Sum squared resid	0.096162	Schwarz criterion		-2.213834
Log likelihood	22.01986	F-statistic		20.01102
Durbin-Watson stat	1.732478	Prob(F-statistic)		0.000510

(Sum squared resid) 比较大, 从而可决系数  $R^2$ 、校正可决系数  $R^2$  都不是很大,  $F$  值虽然通过检验, 但估计值本身置信水平 Prob(F-statistic) 不是很高。由此可见, 该模型的问题可能出自设定误差或是缺少了重要的解释变量, 应结合我国具体情况对其进行一定的改进。

## 2 引入全社会固定资产投资总额 $F$ 这一变量

我国兼具计划经济体制和发展中国家的双重特点。分析近年来的金融状况, 主要表现为: 金融市场不发达、人民币不可自由兑换、最近几年实际的负利率现象、90 年代初严重的货币替代现象等等。以上种种现象, 都与同期的西方发达国家相去甚远。这就决定了影响我国货币需求量的因素更多、更复杂。在国内已有的研究成果中, 最为典型的有: 刘鸿儒认为货币流速下降是经济的起飞阶段, 经济中的商品化、货币化、信用化程度提高所导致的一般现象; 程建胜认为货币需求量与货币化进程以及金融支付手段和经济交易手段的滞后有关等等。

本文认为, 导致我国货币需求的特殊性的主要原因在于: 金融市场的尚未完善, 从而使货币需求投资动机很大。经济改革以来, 我国的金融市场已有发展, 但与整个经济发展水平相比, 金融市场规模还很小, 金融资产品种单调, 人们选择有限。相比之下, 西方发达国家因其存在成熟的长期资本市场, 投资所需资金容易筹措。在我国, 由于资本市场的不完

善,投资者有必要自己积累一定数量的货币,用于今后的发展,这就增加了货币的需求。这就是货币需求的投资动机。因此,在我国,决定货币需求的宏观经济变量中,除了应保留原有的代表整体收入的名义国民收入(NI)、代表已过通货膨胀水平的零售物价指数(PIND)、代表持有货币的机会成本高低

的利息率(r),还应引入全社会固定资产投资额(F),来反映因资本市场的完善而新增的那部分货币投资需求。

为了验证这一结论,本文采用 Granger 因果检验法和 F 统计检验方法,从计量经济学的角度考察全社会固定资产投资对货币需求量的具体影响效果。

我们采用 Granger 因果检验法,识别全社会固定资产投资额对我国 1985~2000 年经济体制转轨这一特殊时期货币需求的因果关系。

(1) 单位根检验。首先对货币需求量  $M_0$ 、全社会固定资产投资额 F 进行平稳性检验。对于存在时间趋势的序列,必须进行差分处理。经单位根检验(结果如表 2), $\ln M_0$  经二阶差分后平稳,  $\ln F$  经一阶差分后平稳。

表 2  
 $\ln M_0$  经二阶差分后平稳

ADF Test Statistic	-3.553006	1% Critical Value*	-4.1366
		5% Critical Value	-3.1483
		10% Critical Value	-2.7180

  

ADF Test Statistic	-3.7091	1% Critical Value*	-4.0681
		5% Critical Value	-3.1222
		10% Critical Value	-2.7042

(2) 确定最佳滞后阶数。利用 AIC 和 SC 准则确定 F  $M_0$ : 最优滞后阶数  $M_0$  为 4, F 为 3。

(3) 建立模型,得到检验统计量 F-statistic =92.52568, Prob(F-statistic)= 0.010974, 拒绝原假设,存在从 F 到  $M_0$  的 Granger 原因。

#### 4 改进后我国长期货币需求量模型的建立

将国民收入、利率、全社会固定资产投资额引入以货币流通量  $M_0$  为被解释变量的均衡模型。考虑到通货膨胀的影响,再引入零售物价指数 CPI,得到以下模型:

$$M_t = \beta_0 r_t^{\beta_1} Y_t^{\beta_2} F_t^{\beta_3} CPI_t^{\beta_4} \quad (5)$$

经局部调整假设(2)后,得到对数线性模型如下:

$$\ln M_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln r_t + \alpha_2 \ln Y_t + \alpha_3 \ln F_t + \alpha_4 \ln CPI_t + \alpha_5 \ln M_{t-1} + u_t \quad (6)$$

用 Eviews 对上式进行 OLS 估计,得到表 3 结果。

上述模型在各个方面都有所改进,结果还是令人满意的。就单个参数而言,原来货币量滞后一期值  $M_{t-1}$  未通过检验,但在新模型下显著性水平已经降低到 0.2930。此外,单个参数  $\ln r$ 、 $\ln Y$  显著性水平都有所降低。新引入的变量  $\ln F$  显著性水平 0.1059,基本通过检验。从整体拟合角度来看,残差平方和 (Sum squared resid) 由原来的 0.096162 降低到 0.038287,可决系数  $R^2$ 、校正可决系数  $R^2$  提高到 0.99 以上,

表 3

Dependent Variable: LNMO

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.490448	2.028368	-1.720815	0.1194
lnr	-0.168856	0.055621	-3.035815	0.0141
lnY	0.856581	0.495266	2.929536	0.0178
lnF	0.070990	0.196220	3.91788	0.1059
lnCPI	0.328195	0.265768	1.234894	0.2481
$\ln M_{t-1}$	0.128489	0.315127	2.907738	0.2930
R-squared	0.995939	Mean dependent var	8.493980	
Adjusted R-squared	0.993683	S.D. dependent var	0.820604	
S.E. of regression	0.065224	Akaike info criterion	-2.332815	
Sum squared resid	0.038287	Schwarz criterion	-2.049595	
Log likelihood	23.49611	F-statistic	441.4159	
Durbin-Watson stat	1.786305	Prob(F-statistic)	0.000000	

F 值也提高了 20 多倍,显著性水平等于 0。

利用参数关系:

$$\alpha_0 = \delta \ln \beta_0, \alpha_1 = \delta \beta_1, \alpha_2 = \delta \beta_2, \alpha_3 = \delta \beta_3, \alpha_4 = \delta \beta_4, \alpha_5 = 1 - \delta$$

得到均衡模型系数:

$$\delta = 0.871511, \beta_0 = 0.018223, \beta_1 = 0.193751,$$

$$\beta_2 = 0.982869, \beta_3 = 0.081456, \beta_4 = 0.376582$$

$$\text{长期货币需求量模型为: } M_0^* = 0.018223 r^{0.193751} Y^{0.982869} F^{0.081456} CPI^{0.376582} \quad (7)$$

#### 5 结果分析

以上货币流通量  $M_0$  的需求方程 (7) 可以分析影响货币需求的各种因素的作用大小。

(1) 从各变量的弹性系数大小来看,  $M_0$  的需求关于名义国民收入 Y 的弹性系数最大,为 0.983,表明国民收入每增加一个百分点,  $M_0$  的需求就会增加 0.983 个百分点。这说明影响货币需求量的决定性因素还是收入水平的高低。

(2)  $M_0$  的需求关于物价水平的弹性是 0.377,表明当通货膨胀时,由于人们预期心理影响,必然增加居民和单位持有货币资产的动机,将使  $M_0$  的需求增加。

(3) 由于我国银行利率还由国家控制,变动少而且滞后于通货膨胀率的变化,因此  $M_0$  的需求关于利率的弹性 0.194 小于物价涨幅的弹性,也即实际利率对货币需求的影响要强于名义利率对货币需求的影响。

(4) 全社会固定资产投资总额对货币需求量也有不小的影响。从弹性系数来看,固定资产投资每增加一个百分点,  $M_0$  就会增加 0.081 个百分点。这主要体现了由于我国资本市场的完善而新增的那部分货币投机需求。

参考文献:

- [1]毛定祥,刘令等.货币供应量最优控制模型[J].管理工程学报,1999,(2).
- [2]O.Owoye. Income Velocity and the Vari-ability of Money Growth: Evidence from the Less Developed Countries [J].Applied Economics, 1997, 29.
- [3]李设环.我国货币流通速度影响因素的格兰杰因果检验[J].统计研究,1999,(1).

(责任编辑/亦 民)